

# Zmiany w nierównościach edukacyjnych w Polsce. Uwagi polemiczne do tekstu Zbigniewa Sawińskiego „Gimnazja wobec nierówności społecznych”

MICHAŁ SITEK

Instytut Badań Edukacyjnych\*

Zbigniew Sawiński w tekście opublikowanym w *EDUKACJI* („Gimnazja wobec nierówności społecznych”, *Edukacja*, 135(4), 2015) twierdzi na podstawie analiz danych programu OECD PISA z lat 2000–2012, że reforma gimnazjalna nie spowodowała zmniejszenia nierówności w polskiej edukacji: znaczenie pochodzenia społecznego dla osiągnięć uczniów utrzymywało się na podobnym poziomie jak przed reformą, nie zmniejszył się znacząco wpływ pochodzenia społecznego na wybór szkoły średniej, a obserwowane w Polsce różnicowanie się gimnazjów nie doprowadziło do wzrostu nierówności edukacyjnych. W artykule przedstawiono argumenty metodologiczne i wyniki powtórnej analizy danych PISA wskazujące na zmiany w szerzej rozumianych nierównościach edukacyjnych. Między 2000 a 2012 r. (a) nie zmieniła się wprawdzie siła związku wyników osiągniętych przez piętnastolatków ze statusem społeczno-ekonomicznym rodzin uczniów, ale: (b) zmniejszyło się zróżnicowanie wyników, co było przede wszystkim zasługą poprawy wyników najsłabszych uczniów; (c) zmniejszyły się różnice między uczniami o niskim i wysokim statusie społeczno-ekonomicznym; (d) zmniejszył się wpływ pochodzenia społecznego na wybór szkoły ponadgimnazjalnej. Wpływ ten jest w dużej mierze bezpośredni: nie jest zapośredniczony przez osiągnięcia edukacyjne uczniów. W polemice podkreślono także złożoność tzw. reformy gimnazjalnej, która nie ograniczyła się jedynie do wprowadzenia gimnazjów. Wskazano na rolę innych czynników, które utrudniają analizowanie efektów reformy gimnazjalnej w kategoriach przyczynowo-skutkowych, w tym przede wszystkim na rolę nieobserwowanych w badaniu PISA zmiennych dotyczących zmian zachodzących w środowisku uczenia się kolejnych kohort uczestniczących w badaniu.

SŁOWA KLUCZOWE: badania osiągnięć uczniów, nierówności edukacyjne, selekcja szkolna, pochodzenie społeczne, ścieżki edukacyjne.

Artykuł Zbigniewa Sawińskiego jest ważnym głosem w dyskusji nad konsekwencjami reformy edukacyjnej z 1999 r. dla nierówności edukacyjnych. Autor sformułował trzy hipotezy, które zweryfikował na podstawie danych pochodzących

z badania PISA OECD. Hipotezy odnoszą się do kwestii dynamiki związku statusu społeczno-ekonomicznego rodzin z osiągnięciami edukacyjnymi uczniów i wyborem szkoły średniej oraz do związku nierówności edukacyjnych ze zmianami zróżnicowania międzyszkolnego. Sawiński twierdzi, że

\* Adres: ul. Górczewska 11, 01-180 Warszawa.  
E-mail: m.sitek@ibe.edu.pl

\* Instytut Badań Edukacyjnych

nierówności w Polsce nie uległy zmianie, na co dowodem są przede wszystkim podobne wartości korelacji między wskaźnikiem statusu społeczno-ekonomicznego a wynikami PISA. Drugą część artykułu Sawiński poświęcił rozważaniom na temat związków między zróżnicowaniem międzyszkolnym a nierównościami edukacyjnymi. W tych rozważaniach autor wprowadził nowe wątki i porównania międzykrajowe, dość luźno związane z tytułowym zagadnieniem „wpływu reformy gimnazjalnej na nierówności edukacyjne”. Wątek porównawczy zasługuje na osobne potraktowanie i nie będzie poruszany w tej polemice.

### **Dwie tradycje badań nad nierównościami edukacyjnymi**

Zbigniew Sawiński odwołał się do dwóch tradycji badań nierówności. Pierwsza wiąże się z badaniami stratyfikacji społecznej. W tradycji tej dominuje pogląd o trwałości nierówności edukacyjnych. System edukacyjny może sprzyjać wyrównywaniu szans, ale przede wszystkim służy reprodukowaniu istniejącego porządku i nierówności społecznych. Teza o trwałości nierówności edukacyjnych jest mocno ugruntowana w teoriach socjologicznych i badaniach empirycznych, co Sawiński słusznie podkreślił w przeglądzie dotychczasowych krajowych i zagranicznych badań empirycznych. Nie wspominał jednak, że w literaturze socjologicznej z ostatnich dwóch dekad, pojawiły się głosy, mówiące, że związek między pochodzeniem społecznym a szeroko rozumianymi osiągnięciami edukacyjnymi słabnie (zob. np. Breen, Luijkx, Müller i Pollak, 2009; Ganzeboom i Treiman, 2014; Marks, 2014). Zabrakło także zastrzeżenia, że w przywoływanych badaniach różny jest horyzont czasowy analiz. Często nie są to lata, a dziesięciolecia i różnie definiuje się nierówności edukacyjne: najczęściej chodzi o dziedziczenie wykształcenia lub pozycji społecznej lub

o szanse przejścia kolejnych progów edukacyjnych w zależności od pochodzenia społecznego. W tej tradycji badawczej rzadko analizuje się związki pochodzenia społecznego z osiągnięciami szkolnymi.

Drugą tradycją są badania nad konsekwencjami zmiany struktur i instytucji edukacyjnych dla nierówności edukacyjnych. Wnioski z wielu badań pokazują, że sposób organizacji systemu edukacji ma konsekwencje dla nierówności społecznych. W literaturze podkreśla się różne wymiary różnicujące systemy edukacyjne (zob. np. Kerckhoff, 2001), takie jak: centralizacja decyzji dotyczących podstaw programowych i programów nauczania (standaryzacja), różnice w organizacji nauczania i podziału uczniów na ścieżki kształcenia (stratyfikacja) czy ukierunkowania systemu edukacji na kształcenie konkretnych umiejętności zawodowych (w opozycji do kształcenia umiejętności ogólnych). Konsekwencje różnic w rozwiązaniach instytucjonalnych są widoczne przede wszystkim w przejściach edukacyjnych i przejściu na rynek pracy (Shavit i Muller, 1998). Ale analizowane są też ich konsekwencje dla osiągnięć edukacyjnych. Sawiński skupił się na tylko jednym z wymiarów zróżnicowania: wczesnym lub późniejszym dzieleniu uczniów na ścieżki kształcenia. Zgodnie z przewidywaniami z badań porównawczych, późniejsza selekcja sprzyja niższemu związkowi między statusem społeczno-ekonomicznym (SES) rodziny ucznia, a osiągnięciami uczniów (zob. Betts 2011; Horn, 2009; Lavrijsen i Nicaise, 2015; Van de Werfhorst i Mijs, 2010). Ale wiek dzielenia uczniów na poszczególne ścieżki (tzw. *tracking*) to tylko element większej całości organizacji systemu edukacji. Dobrym przykładem innego, ważnego mechanizmu mogącego wpływać na nierówności edukacyjne są jednolite, ogólnokrajowe egzaminy (Bol, Witschge, Van de Werfhorst i Dronkers, 2014). Poszczególne systemy edukacyjne różnią się także pod względem

autonomii szkół, udziału sektora prywatnego czy zakresu możliwości wyboru szkoły przez uczniów, a co za tym idzie – konkurencji między szkołami. Każdy z tych czynników może wzmacniać lub osłabiać nierówności edukacyjne. Poszczególne wymiary zróżnicowania systemów edukacyjnych też są współzależne. Przykładowo testy i egzaminy oddziałują silniej, jeśli szkoły mają większą autonomię i mogą reagować na bodźce tworzone przez wyniki testów (zob. przegląd badań w: Hanushek i Woessman, 2011).

Sawiński nie opisał zakresu zmian wprowadzonych w Polsce. Z tytułu i lektury tekstu można odnieść wrażenie, że sama reforma ograniczyła się (poprzez wprowadzenie gimnazjów) jedynie do wydłużenia o rok powszechnej, ogólnokształcącej edukacji. Tymczasem tytułowa „reforma gimnazjalna” była złożoną interwencją, na którą – obok przywrócenia gimnazjum – złożyły się m.in.: dokończenie procesu decentralizacji, a więc przekazanie odpowiedzialności za niemal wszystkie szkoły gminom i powiatom oraz związana z tym zmiana modelu finansowania szkół, zmiany w zasadach awansu zawodowego nauczycieli czy wprowadzenie egzaminów zewnętrznych. Obserwowane efekty reformy są więc wypadkową efektów zmian tych elementów. Wiązanie efektów zmian z gimnazjami wydaje się logiczne. Wydłużyły one edukację ogólną, co mogło mieć znaczenie zwłaszcza dla tych uczniów, którzy w poprzednim systemie trafiliby wcześniej do zasadniczych szkół zawodowych. Ci uczniowie najbardziej skorzystali na reformie, bo w „starym systemie” mieliby mniej lekcji matematyki, języka polskiego czy przedmiotów przyrodniczych (Jakubowski, Patrinos, Porta i Wiśniewski, 2016). Jest to przekonujące wyjaśnienie. Wiele analiz pokazuje, że wcześniejsze rozpoczynanie nauki, wydłużenie roku szkolnego czy liczby lat obowiązkowego szkolnego, może przynosić większe korzyści grupom defaworyzowanym (zob. np. przegląd badań w: Raudenbush

i Eschman, 2015). Ale działanie tego mechanizmu i jego konsekwencje dla nierówności edukacyjnych są złożone i nieoczywiste. Nie można więc twierdzić, że obserwowane zależności lub ich brak świadczą o skutkach samego przywrócenia gimnazjów.

Złożoność reformy edukacji i trudność rozdzielenia efektów poszczególnych zmian nie jest jedynym problemem w próbach wyjaśniania efektów reform edukacyjnych. Zdaniem Sawińskiego zasadnicza trudność interpretowania konsekwencji reform polega na odróżnieniu zmian w nierównościach edukacyjnych od zmian w poziomie nierówności społecznych. Sawiński przywołał to pojęcie hasłowo, pokazując wskaźnik zróżnicowania dochodów Giniego i różnicę wartości tego wskaźnika między krajami z lat 2013–2014. Ale posłużenie się wartością tego wskaźnika z tylko jednego punktu czasu niewiele mówi. Zróżnicowania dochodów zmieniało się znacząco w Polsce. Porównując wyniki uczniów urodzonych w latach 1984–1996<sup>1</sup>, Sawiński założył, że uczniów tych różnicuje jedynie to, że jedni już uczyli się w gimnazjach, a inni jeszcze w starym systemie. Tymczasem poszczególne kohorty różnią się zarówno pod względem zmiennych, które możemy w badaniu PISA kontrolować (jak np. SES rodziców ucznia), jak i zmiennych nieobserwowanych. Problemy interpretowania zmian w czasie dobrze ilustruje dynamiczna perspektywa rozwoju umiejętności Jamesa Heckmana i współpracowników (Cunha i Heckman, 2007; 2009; Heckman i Mosso, 2014; por. także Raudenbush i Eschmann, 2015). Umiejętności i różnice w umiejętnościach piętnastolatków kumulują efekty uczenia się w różnych okresach życia zarówno w środowisku rodzinnym, jak i w szerszym otoczeniu – w tym w instytucjach edukacyjnych – a sam rozwój umiejętności zależy od wcześniejszych

<sup>1</sup> W badaniu PISA populacją są osoby, które ukończyły 15 lat. W latach 2000–2012 były to osoby urodzone odpowiednio w latach: 1984, 1987, 1990, 1993 i 1996.

różnic rozwojowych. W kształtowaniu tych różnicowań znaczenie ma nie tylko status społeczno-ekonomiczny, lecz także inne czynniki środowiskowe, które są w różnym stopniu powiązane z SES. Nadużyciem jest więc przypisywanie różnic indywidualnych tylko i wyłącznie okresowi nauki w gimnazjach. Pomijamy wówczas zmiany w oddziaływaniach edukacyjnych w środowisku rodzinnym czy inne, niezwiązane z reformą gimnazjalną, zmiany zachodzące w edukacji przedszkolnej i polskiej szkole w ostatnich 20 latach.

### **Czym są nierówności edukacyjne?**

Zbigniew Sawiński przyjął wąskie rozumienie nierówności edukacyjnych, które nie odzwierciedla wielowymiarowości zjawiska nierówności. Problem nierówności sprowadził jedynie do korelacji między SES rodziców a poziomem umiejętności uczniów, a w przypadku procesów selekcji do szkół średnich lub ponadgimnazjalnych – do korelacji wykształcenia rodziców z wyborem szkoły. Takie podejście wydaje się logiczne i jest zgodne z tradycją badań stratyfikacji społecznej: wskaźniki korelacji dają odpowiedź na pytanie o to, na ile pozycja społeczna dzieci jest skorelowana z pozycją społeczną rodziców. W przypadku analiz Sawińskiego pytamy o to, w jakim stopniu osiągnięcia uczniów czy wybór szkoły można przewidzieć na podstawie informacji o SES rodziców. Nie jest to jednak jedyna, a tym bardziej najważniejsza perspektywa, z której można rozpatrywać nierówności edukacyjne. Wartość współczynnika korelacji nie informuje o tym, czy i jak bardzo różnią się wyniki uczniów o niskim i wysokim statusie społeczno-ekonomicznym rodziny, i jakie jest zróżnicowanie tych wyników. Spodziewamy się, że uczniowie z niskim SES będą osiągać słabe wyniki, a uczniowie z wysokim SES – lepsze, ale wskaźnik korelacji o tym nie informuje. Pełny obraz nierówności wymaga

wglądu w zróżnicowanie umiejętności uczniów. Zapewne dlatego w wielu publikacjach obok wskaźników korelacji pokazuje się także wskaźniki zróżnicowania, np. różnice między skrajnymi percentylami (zob np. OECD, 2013; UNICEF, 2016). Wątek zróżnicowania wyników uczniów pojawił się w tekście Zbigniewa Sawińskiego, ale jedynie w kontekście rozważań o zróżnicowaniu międzyszkolnym i jego związku z nierównościami edukacyjnymi. Jest to zaskakujące, bo zmniejszenie odsetka najsłabszych uczniów czy poprawa średnich wyników polskich uczniów była i jest szeroko komentowana nie tylko w raportach międzynarodowych PISA.

### **Zmiany nierówności edukacyjnych między latami 2000 a 2012: SES rodziców i wyniki piętnastolatków w badaniu PISA**

Między 2000 a 2012 r. mieliśmy do czynienia nie tylko ze wzrostem średnich wyników kolejnych kohort polskich piętnastolatków w teście PISA, lecz także ze zmniejszeniem zróżnicowania wyników. Sawiński wspomniał co prawda o poprawie wyników polskich uczniów, ale nie skomentował zmian w zróżnicowaniu wyników i nie dostrzegł związku tej poprawy ze zmianami w nierównościach edukacyjnych.

Zmiany wyników piętnastolatków w latach 2000–2012 ilustrują statystyki opisowe przedstawione w Tabeli 1. Dane dotyczą tylko umiejętności rozumienia tekstu, bo tylko tę umiejętność można w uprawniony sposób porównywać od 2000 r. W edycji badania PISA z 2003 r. zmieniono definicję umiejętności matematycznych, a od 2006 r. – definicję umiejętności rozumowania w naukach przyrodniczych. Porównywanie wyników uzyskanych przez uczniów w teście z matematyki i rozumowania w naukach przyrodniczych z 2000 r. z późniejszymi edycjami jest więc nieuprawnione. Różnice między medianą a 10. i 90. percentylem pokazują, że zróżnicowanie zmalało po obu stronach

rozkładu, a w jeszcze większym stopniu – między najslabszymi uczniami a medianą. Poprawie średnich wyników osiągniętych przez kolejne kohorty uczniów towarzyszyło zmniejszenie różnic między uczniami. Warto także spojrzeć na analogiczne dane dotyczące zmian obliczonego przez OECD syntetycznego wskaźnika statusu społeczno-ekonomicznego (ESCS). Jego wartość wzrosła, co świadczy o relatywnej poprawie tego wskaźnika dla Polski w stosunku do średniej dla krajów OECD. Nie ma natomiast jednoznacznego trendu w jego zróżnicowaniu. Oznacza to, że w Polsce poprawił się przeciętny status społeczno-ekonomiczny (np. wzrosło przeciętne wykształcenie rodziców, rodzice wykonują bardziej prestiżowe zawody, wzrosła zamożność gospodarstw domowych i wyposażenie ich w różne dobra), ale nie odnotowano znaczących zmian w zróżnicowaniu SES rodziców piętnastolatków.

Analizując związek między pochodzeniem społecznym a osiągnięciami uczniów w teście PISA, Zbigniew Sawiński założył, że ma on charakter liniowy. Obliczył korelacje dla każdej edycji badania, porównał przedziały ufności tych oszacowań i stwierdził,

że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że wpływ pochodzenia na osiągnięcia szkolne był taki sam przed i po reformie. W wąskim rozumieniu, w którym przez wpływ pochodzenia na osiągnięcia rozumie się siłę związku między tymi dwoma zmiennymi, rzeczywiście tak jest. Bardziej złożony obraz można uzyskać, przyglądając się różnym wymiarom nierówności.

Prostym i wygodnym narzędziem umożliwiającym analizę nierówności jest analiza regresji. Pozwala ona ocenić nie tylko siłę związku między statusem społeczno-ekonomicznym, lecz także wnioskować o poziomie umiejętności uczniów oraz o nachyleniu krzywej regresji, ilustrującej różnice między uczniami o niskim i wysokim poziomie wskaźnika SES (zob. Willms, 2003). W analizach uwzględniłem też inne informacje: klasę, do której uczęszczał uczeń, oraz informację o jego płci. Szczególne znaczenie ma informacja o klasie. We wszystkich edycjach badania populację zdefiniowano w ten sam sposób: były to osoby, które ukończyły 15. rok w życia. Jednak w 2000 r. w polskiej edycji badania wzięli udział uczniowie klasy pierwszej różnych rodzajów szkół średnich

Tabela 1

*Zmiany w poziomie i zróżnicowaniu umiejętności czytania oraz zmiany wartości wskaźnika ESCS w latach 2000–2012, mierzone średnią, odchyleniem standardowym oraz różnicami między wybranymi percentylami*

Wyniki PISA	Wskaźnik	Edycja badania				
		2000	2003	2006	2009	2012
Czytanie	<i>M</i>	479,1	496,6	507,6	500,5	518,2
	<i>SD</i>	99,8	95,9	100,2	89,2	87,3
	Różnica P90 – p10	260	242	259	230	222
	Różnica P50 – P10	144	127	139	122	118
	Różnica P90 – P50	117	115	121	108	104
ESCS	<i>M</i>	-0,62	-0,41	-0,57	-0,30	-0,21
	<i>SD</i>	0,84	0,92	0,83	0,81	0,90
	Różnica P90 – P10	2,25	2,42	2,27	2,15	2,35
	Różnica P50 – P10	0,82	0,88	0,80	0,67	0,80
	Różnica P90 – P50	1,43	1,54	1,46	1,48	1,55



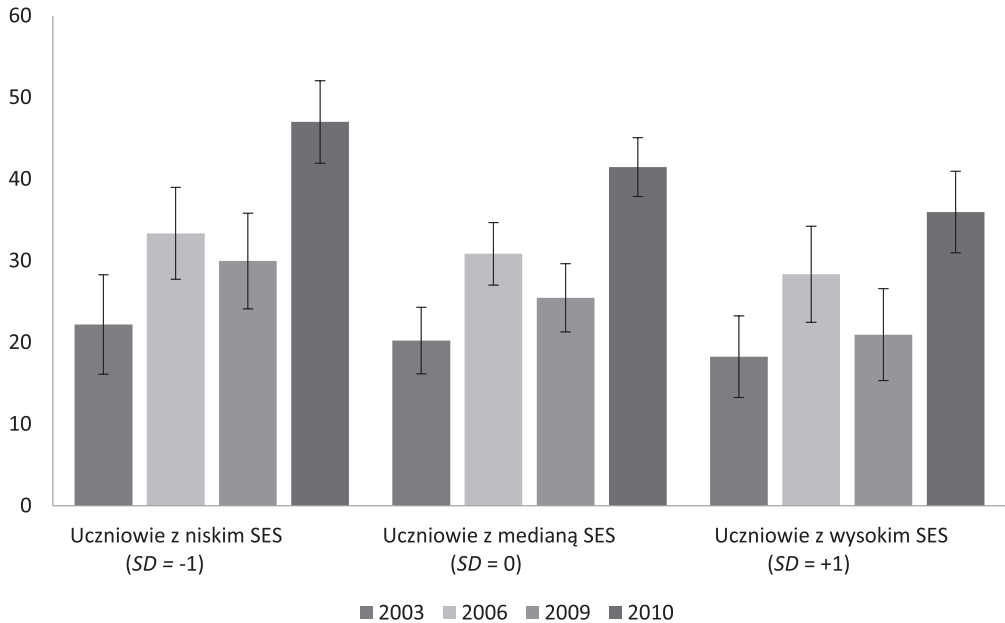
funkcjonujących przed reformą z 1999 r.: liceów ogólnokształcących, techników i zasadniczych szkół zawodowych. Pominęto więc uczniów powtarzających klasę lub z innych powodów „opóźnionych” względem typowej klasy – w 2000 r. uczących się wciąż w szkołach podstawowych (o tym, że stanowi to źródło obciążeń w porównaniach między edycjami badania PISA, wspomniano w polskim raporcie z badania; zob. Haman, 2004). W badaniu PISA 2003 zdecydowaną większość badanych stanowili uczniowie trzeciej klasy gimnazjum, ale badano także piętnastolatków uczących się w niższych klasach gimnazjum i niewielką liczbę uczniów uczących się w szkołach ponadgimnazjalnych. Wprawdzie piętnastolatków uczących się w pierwszej lub drugiej klasie gimnazjum było niewiele (ok. 4–5%), jednak mieli oni znacznie niższy wynik niż uczniowie uczący się w klasie trzeciej (w 2003 r. było to aż 153 pkt na skali PISA, w 2012 r. – ok. 108 pkt). Płeć jest ważnym predyktorem umiejętności uczniów, więc uwzględnienie tej zmiennej pomaga zmniejszyć błąd oszacowania efektu SES.

Zmienną ESCS wystandaryzowano dla każdej edycji ( $M = 0$ ;  $SD = 1$ ). W ten sposób uniknięto problemu rozróżnienia wpływu zmiany wartości i zróżnicowania tego wskaźnika SES. Warto też podkreślić, że na potrzeby analiz założyliśmy, że rzetelność wskaźnika ESCS nie zmieniała się w czasie. Niska rzetelność zmniejsza wartości korelacji, więc różnice rzetelności w czasie mogą powodować zawyżanie lub zaniżanie efektów uzyskiwanych w analizach statystycznych. Pominęto też kwestię modelowania wskaźnika ESCS, a więc wzajemnych relacji między wskaźnikiem zasobów domu rodzinnego, statusu zawodowego i wykształcenia rodziców (interesujące analizy tej kwestii można znaleźć w: Pokropek, Borgonovi i Jakubowski, 2015, ale autorzy ograniczyli się do porównań między krajami, a nie do porównań w czasie).

Aby ułatwić porównania między latami, analizy przeprowadzono na połączonym zbiorze z wszystkich edycji PISA. Ponieważ w regresji uwzględniono interakcję poszczególnych edycji z rokiem badania i interakcję wszystkich innych zmiennych z edycją badania, uzyskane wyniki są równoważne z regresjami dla poszczególnych lat. Modele zakładają stałą wariancję w poszczególnych edycjach badania PISA. Zastosowanie modeli uwzględniających heteroskedastyczność wariancji w poszczególnych edycjach PISA (model FGLS, *feasible generalized least squares*) wykazuje niewielkie różnice w oszacowaniach błędów standardowych parametrów w stosunku do klasycznego modelu regresji liniowej (OLS).

Odpowiedź na pytanie o zmianę siły związku między SES a wynikami uczniów sprowadza się do zweryfikowania efektu interakcyjnego między wskaźnikiem ESCS a rokiem badania (zmian w nachyleniu krzywej regresji) – bardziej stroma krzywa oznacza większy wpływ SES na wyniki. Wyniki pokazano w aneksie (Tabela A2).

Modele regresji obliczone dla poszczególnych edycji badania PISA potwierdziły wnioski Sawińskiego odnoszące się do korelacji między SES rodziców ucznia a wynikami. Oszacowania współczynników determinacji statusowej z poszczególnych edycji są nierozróżnialne statystycznie. Nie zmienia tego nieznaczne odchylenie od liniowości związku między wynikami PISA a ESCS (o czym świadczy istotnie statystyczny efekt kwadratu zmiennej ESCS). Natomiast wyniki analiz na połączonych zbiorach danych PISA (zob. Tabela A1 w aneksie) dostarczają dodatkowych informacji. Po pierwsze, między 2000 a 2012 r. widać znaczące zmiany w poziomie umiejętności uczniów. Jeśli założyć, że poziom umiejętności ma znaczenie w przechodzeniu na wyższe szczeble edukacji, pozwala skuteczniej konkurować na rynku pracy albo lepiej funkcjonować w życiu społecznym i obywatelskim,



Rysunek 1. Oszacowania efektów krańcowych z modelu regresji liniowej (przyrostów względem 2000 r. w punktach na skali PISA) dla uczniów o różnym statusie społeczno-ekonomicznym rodziny.

Na rysunku przedstawiono także błędy oszacowań (CI 95%). Oszacowania przy kontroli płci ucznia dla uczniów uczących się w typowej dla wieku klasie (w 2000 r. była to pierwsza klasa szkoły średniej, w latach 2003–2012 – trzecia klasa gimnazjum). Oszacowania z modelu 3 przedstawionego w aneksie (Tabela A1).

to fakt ten ma znaczenie dla nierówności edukacyjnych i społecznych. Po drugie, poprawa w większym stopniu dotyczyła uczniów o niskim SES. Zmiana jest nieznaczna, a oszacowania są obarczone dużym błędem statystycznym, ale widoczny jest trend liniowy. Można więc stwierdzić, że między 2000 a 2012 r. w większym stopniu poprawiały się wyniki uczniów z niskim SES niż wyniki uczniów z wysokim SES. Zależność tę dobrze ilustrują oszacowania wartości efektów krańcowych (Rysunek 1). Warto też zauważyć, że ma znaczenie uwzględnienie uczniów uczących się w klasach innych niż trzecia: nieuwzględnienie uczniów powtarzających klasę w badaniu PISA 2000 nie tylko zawiżyło wyniki uczniów, lecz także prawdopodobnie zaniżyło efekt SES dla tej edycji badania.

### Międzyszkolne zróżnicowanie wyników uczniów

Zmiany, jakie zaszły między 2003 a 2012 r. można prześledzić jeszcze dokładniej. Badanie PISA było prowadzone w podobnym schemacie i obejmowało uczniów uczących się w tym samym typie szkoły – w gimnazjum. Umożliwia to wykorzystanie tzw. modeli hierarchicznych, w których możemy szacować zróżnicowania wyników uczniów w podziale na część, za którą odpowiadają różnice między szkołami i część, za którą odpowiadają różnice między uczniami. Do tego rodzaju analiz odnosi się hipoteza 3 z artykułu Sawińskiego, mówiąca o tym, że „efekt polaryzacji gimnazjów nie prowadzi do wzrostu nierówności”. Autor zweryfikował tę hipotezę, wykorzystując dane pochodzące

z raportu PISA, ilustrujące zmiany wariacji międzyszkolnej wyników PISA z matematyki w Polsce (wg analiz przedstawionych przez OECD wzrosła ona z ok. 12 do 20,5% między 2003 a 2012 r.) i zmiany efektów SES na poziomie szkół (wzrost z ok. 26 do 36 pkt). Ponieważ różnica między tymi dwoma ostatnimi parametrami jest nieistotna statystycznie, Sawiński stwierdził, że nie ma podstaw do odrzucenia postawionej hipotezy.

Nierówności edukacyjne są rozumiane w hipotezie 3 Sawińskiego w nietypowy sposób – jako efekty SES rodziców ucznia na poziomie szkół. Dlaczego przedmiotem zainteresowania są wyłącznie efekty na poziomie szkół, a nie na poziomie uczniów? Jest to przykład niekonsekwentnego rozumienia nierówności edukacyjnych. Warto przy tym podkreślić, że stosowane przez OECD podejście, w którym oblicza się efekty SES na poziomie szkół, budzi wątpliwości metodologiczne. Jak twierdzi Gary Marks (2015), uwzględnianie średniego SES szkoły prowadzi do zawyżonych oszacowań efektów tego parametru na poziomie szkół lub wręcz do statystycznych artefaktów. Wydaje się więc,

że wykorzystując dane PISA uzasadnione jest jedynie analizowanie różnic w efektach SES na poziomie uczniów. Dane PISA nie stanowią dobrego materiału do zweryfikowania tej hipotezy.

Drugim problemem, którego nie dostrzegł Sawiński – i o którym zazwyczaj nie wspomina się w polskiej dyskusji dotyczącej zróżnicowania międzyszkolnego – jest pomijanie kwestii ogólnej wariacji wyników uczniów. Do analizowania zmian zróżnicowania międzyszkolnego dużo lepiej od wyników PISA nadają się dane egzaminacyjne (zob. np. Dolata, Jasińska i Modzelewski, 2012). Jednak nie są one porównywalne w czasie, więc nie informują o zmianach ogólnej wariacji osiągnięć uczniów. Tymczasem można wyobrazić sobie scenariusz, w którym rośnie ogólne zróżnicowanie wyników uczniów i maleje zróżnicowanie międzyszkolne, lub sytuację odwrotną: kiedy malejącemu zróżnicowaniu wyników towarzyszy rosnąca wariacja międzyszkolna. W przypadku polskich danych PISA dotyczących umiejętności czytania mamy do czynienia z tym drugim zjawiskiem. Natomiast

Tabela 2

*Wariancja całkowita i zróżnicowanie międzyszkolne wyników osiągniętych przez piętnastolatków uczęszczających do gimnazjów*

Wskaźnik	2003	2006	2009	2012
<b>Czytanie</b>				
Wariancja całkowita	9 651,7	10 301,7	8 260,8	8 230,5
% wariacji wyjaśniany przez szkołę	18,1%	16,4%	16,6%	25,2%
<b>Matematyka</b>				
Wariancja całkowita	8 335,6	7 627	8 022,4	8 231,7
% wariacji wyjaśniany przez szkołę	14,9%	14,9%	17,8%	22,6%
<b>Wskaźnik ESCS (niestandardyzowany)</b>				
Wariancja całkowita	1,29	1,16	1,11	1,25
% wariacji wyjaśniany przez szkołę	38%	37%	37%	39%

Oszacowania z modelu dwupoziomowego z efektami losowymi na poziomie szkół (tzw. model pusty) z uwzględnieniem wag replikacyjnych na poziomie ucznia i szkoły oraz pięciu wartości prawdopodobnych (*plausible values*). W analizach pominięto dane piętnastolatków uczących się w szkołach ponadgimnazjalnych.



wariancja wyników z matematyki zmniejszyła się między 2003 a 2006 r., by w kolejnych edycjach powrócić do podobnego poziomu co w 2003 r. Warto także zwrócić uwagę na zróżnicowanie międzyszkolne statusu społeczno-ekonomicznego rodziny. Szkoły znacząco różnią się zasobami statusowymi, ale zróżnicowanie międzyszkolne nie zmieniło się między 2000 a 2012 r. (Tabela 2).

Modele wielopoziomowe potwierdziły wnioski z analizy połączonych danych PISA z edycji 2000–2012. Nachylenie regresji zmieniało się w czasie, a zależność nie była w pełni liniowa. Istotny jest też parametr interakcyjny między powtarzaniem klasy a SES: uczniowie z niższym SES rodziców częściej powtarzają klasę, nawet przy kontroli umiejętności<sup>2</sup>. Zaletą modelowania wielopoziomowego jest możliwość analizy zmian wariacji przy wprowadzaniu poszczególnych zmiennych (Rabe-Hesketh i Skrondal, 2012). Porównanie oszacowań wariacji w tzw. modelu pustym (niezawierającym predyktorów i umożliwiającym oszacowania części wariacji, za którą odpowiada zróżnicowanie między szkołami i między uczniami) i modelu, w którym predyktorem jest ESCS, pokazało, że w 2003 r. różnice w SES wyjaśniały aż 64% wariacji wyników z matematyki na poziomie uczniów i ok. 9% wariacji wyników na poziomie szkół (oszacowania wariacji przedstawiono w Tabeli A3 w aneksie). W 2012 r. było to odpowiednio 40 i 8%. W przypadku czytania obserwujemy zmniejszenie ogólnej wariacji wyników oraz zmniejszenie znaczenia SES w wyjaśnianej wariacji (na poziomie uczniów z 54 do 32%) nieznaczne zmniejszenie wyjaśnianej wariacji na poziomie szkół (z 9 do 5%). Wyniki te sugerują, że SES w mniejszym stopniu determinuje wyniki osiągnięte przez uczniów w kolejnych edycjach PISA.

<sup>2</sup> Analogiczne modele dla części matematycznej dają podobny obraz zmian: w odróżnieniu od czytania, w matematyce zależność jest liniowa, a oszacowane efekty ESCS są mniejsze.

### **Nierówności na progu szkoły ponadgimnazjalnej: wpływ wykształcenia rodziców na wybór szkoły**

W swoim artykule Zbigniew Sawiński zweryfikował też hipotezę dotyczącą wpływu SES na wybór szkoły średniej. W tym przypadku sprawa jest bardziej skomplikowana. W 2000 r. badano piętnastolatków, podczas gdy w dodatkowych komponentach PISA z lat 2006–2012 badaną populacją byli uczniowie pierwszych klas szkół ponadgimnazjalnych (w 2006 r. dodatkowo klas drugich). Oznacza to, że badani uczniowie uczyli się rok dłużej, a z dostępnych wyników wiemy też, że przyrost umiejętności w różnych rodzajach szkół znacząco się różni (Dolata, Jakubowski i Pokropek, 2013; Rajchert, Żółtak i Smulczyk, 2014). Zadania nie ułatwia też fakt, że w polskich zbiorach z tzw. opcji narodowej PISA nie wyskalowano wskaźnika ESCS. Z tego powodu Sawiński posłużył się wykształceniem rodziców, a więc zmienną odnoszącą się tylko do jednego z wymiarów statusu społeczno-ekonomicznego rodziny, mającą charakter zmiennej kategoryjnej.

Podobnie jak w przypadku analiz dotyczących uczniów gimnazjum, warto przyjąć się wskaźnikom zróżnicowania wyników uczniów. Porównanie ograniczymy do uczniów piętnastoletnich badanych w edycji PISA 2000 i szesnastoletnich z lat: 2006, 2009 i 2012. Sawiński porównał korelacje dla poszczególnych edycji badań PISA, nie uwzględniając tego, że część analizowanych uczniów to uczniowie starsi (Sawiński, 2015, Tabela A2). O ile wśród piętnastoletnich uczniów odsetek powtarzających klasę w latach 2003–2012 to ok. 4–5%, to w opcji narodowej badania PISA uczniowie tacy stanowili ok. 9–13% próby. Oznacza to, że część badanych uczniów nie kończyła gimnazjów w podanych przez Sawińskiego latach, ale wcześniej. Zburza to zwłaszcza porównania między badaniem PISA 2000 a późniejszymi

Tabela 3

Zmiany w poziomie i zróżnicowaniu umiejętności czytania i wartości wskaźnika ESCS w latach 2000–2012 u piętnastoletnich uczniów badanych w 2000 r. i szesnastoletnich badanych w latach 2006–2012

Wyniki PISA	Wskaźnik	Rok badania (wiek uczniów)			
		2000 (15 l.)	2006 (16 l.)	2009 (16 l.)	2012 (16 l.)
Czytanie	<i>M</i>	479,1	530,4	510,5	525,8
	<i>SD</i>	99,8	105,0	90,5	87,8
	P90 – P10	260,1	273,4	236,0	228,0
	P50 – P10	143,6	149,7	131,8	124,7
	P90 – P50	116,5	123,7	104,2	103,3
Różnice między rodzajami szkół	LO – technikum	-65	-79	-74	-67
	LO – ZSZ	-186	-193	-171	-159
% wariancji wyjaśniony przez typ szkoły		0,50	0,35	0,43	0,38

edycjami badania. Właściwszym podejściem byłoby uwzględnienie powtarzania klasy w modelach lub pominięcie uczniów starszych i porównanie wyłącznie uczniów piętnastoletnich (badanych w 2000 r.) i szesnastoletnich (badanych od 2006 r. i później). Drugą strategię zastosowano w tym artykule.

Zróżnicowanie wyników osiąganych przez uczniów zmalało. Podobnie jak w przypadku gimnazjum, wynika to przede wszystkim z poprawy rezultatów najsłabszych uczniów. Badania PISA z lat 2006, 2009 i 2012 przeprowadzono wśród uczniów o rok starszych, mających za sobą ok. 7 miesięcy dodatkowej nauki w szkole ponadgimnazjalnej, które zapewne pogłębiły nierówności w wynikach uczniów. W Tabeli 3 pokazano także różnice między średnimi wynikami osiąganymi przez uczniów poszczególnych rodzajów szkół. Różnice zmalały, ale zdaje się, że jest to wyłącznie efekt poprawy średnich wyników uczniów zasadniczych szkół zawodowych – różnice między średnimi wynikami uczniów technikum a liceum ogólnokształcącym utrzymały się na podobnym poziomie.

Czy zmniejszyła się siła oddziaływania statusu społeczno-ekonomicznego rodziców na wybór szkoły? Sawiński odpowiedział

na to pytanie, porównując współczynniki korelacji kanonicznej między wykształceniem rodziców a typem szkoły, do której uczęszczało dziecko. Doszedł do wniosku, że w edycjach PISA przeprowadzonych po 2000 r. zależność wyboru szkoły od wykształcenia rodziców okazała się nieco słabsza. Jest to daleko idące uproszczenie. Istnieje sporo czynników, które mogą zaburzać zaobserwowane korelacje. Po pierwsze, między 2000 a 2012 r. obserwowaliśmy zmiany odsetków uczniów wybierających poszczególne typy szkół. Autor wspominał o tej kwestii, odwołując się do danych statystyki publicznej i stwierdził, że w analizowanym okresie nie zmieniły się one znacząco. Jednak w analizowanych danych PISA widoczne są różnice: w 2000 r. w liceach ogólnokształcących uczyło się 42% ( $se = 1,5\%$ ) piętnastolatków, podczas gdy w 2012 r. szesnastolatków uczących się liceach było ok. 49% ( $se = 1,3\%$ ). Zmalał natomiast odsetek uczniów uczęszczających do zasadniczych szkół zawodowych (odpowiednio: 22%;  $se = 1,4\%$  i 13%;  $se = 0,8$ ). Po drugie, między 2000 a 2012 r. obserwowaliśmy też zmiany wyborów edukacyjnych zarówno ze względu na wykształcenie rodziców, jak i płeć. Świadczą o tym wyniki testów interakcji w modelu wielomianowej regresji

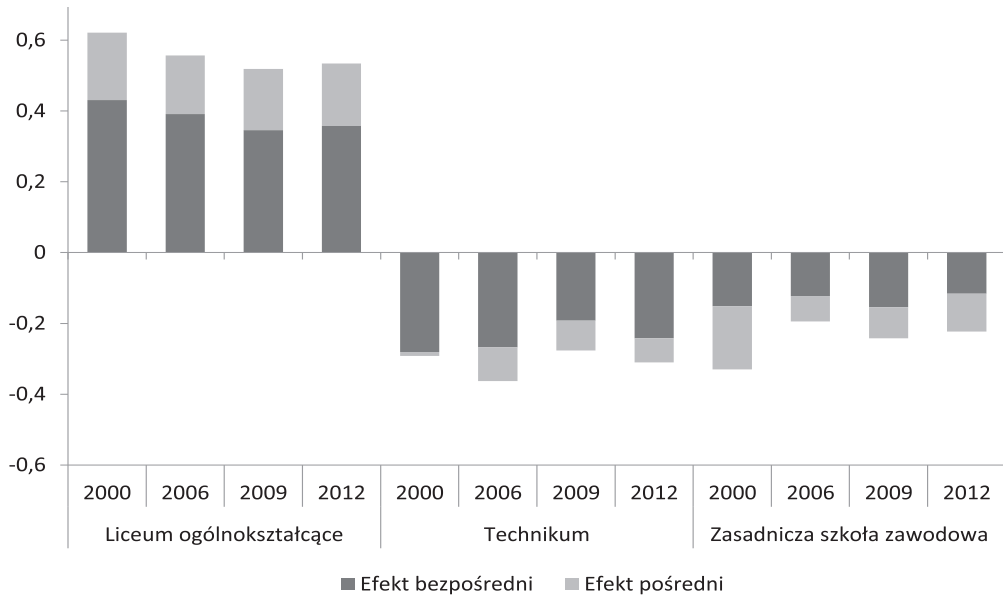
logistycznej, w której zmienną wyjaśnianą był typ szkoły, a zmiennymi wyjaśniającymi: interakcje płci i roku badania oraz wyższego z wykształceń rodziców (3 kategorie) i roku badania. Dla połączonych danych z badania PISA 2000 i opcji krajowych z lat 2006–2012 istotna jest interakcja zarówno dla wykształcenia ( $F(14; 66) = 49,09$ ;  $\text{Prob} > F = 0,00$ ), jak i dla płci ( $F(16; 64) = 45,11$ ;  $\text{Prob} > F = 0,00$ ). Ponieważ płeć jest skorelowana z osiągnięciami i z wyborem szkoły (niezależnie od poziomu osiągnięć), to jest ważną zmienną zakłócającą (*confounding*), w wyjaśnianiu wyborów edukacyjnych.

Zasadniczym problemem jest też pominięcie przez Zbigniewa Sawińskiego kwestii poziomu umiejętności uczniów. Możliwość ich uwzględnienia jest główną zaletą danych PISA. Dzieci lepiej wykształconych rodziców nie tylko wybierają bardziej prestiżowe szkoły, lecz także mają lepsze wyniki w nauce. To rozróżnienie jest kluczowe dla zrozumienia procesów selekcji. W literaturze socjologicznej przyjęto za Raymondem Boudonem (1974; zob. także: Jackson, 2013) rozróżniać efekty pierwotne – czyli efekty, które można przypisać różnicom w umiejętnościach uczniów, i efekty wtórne – które wiążą się z podejmowanymi przez uczniów wyborami. Z efektami wtórnymi mamy do czynienia np. w sytuacji, gdy wybory uczniów z podobnym poziomem umiejętności różnią się ze względu na status społeczno-ekonomiczny rodziny (zob. Jackson, Erikson, Goldthorpe i Yaish, 2007). W przypadku wyboru szkoły ponadgimnazjalnej o nierównościach edukacyjnych świadczy więc nie tylko łączny efekt SES, lecz także bezpośredni (niezapośredniczony przez umiejętności uczniów) wpływ tego wskaźnika na wybór szkoły.

Sprawdzenie wpływu statusu społeczno-ekonomicznego rodziny ucznia na wybór szkoły wymaga wykorzystania bardziej złożonych metod, które pozwalają uwzględnić kategorialny charakter zmiennej wyjaśnianej

oraz zmienne kontrolne. Tradycyjnie do tego rodzaju analiz wykorzystuje się modele regresji logistycznej, w której zmienną wyjaśnianą jest typ szkoły, a zmiennymi wyjaśniającymi wskaźnik SES i ewentualnie także inne zmienne kontrolne. Problemem porównań tego rodzaju są jednak ograniczenia modeli nieliniowych i złożoność interpretacji statystyk ilustrujących siłę efektów (Mood, 2010; Mare i Winship, 1984). Jednym ze sposobów porównywania efektów nieliniowych między modelami jest metoda zaproponowana przez Kristiana Karlsona, Andersa Holma i Richarda Breena (2012). Jej zaletą jest też możliwość zdekomponowania całkowitego efektu zmiennej na efekt bezpośredni i pośredni w modelach nieliniowych. Innymi słowy, możliwe jest pokazanie, w jakim stopniu konkretna zmienna (w naszym przypadku – poziom umiejętności) pośredniczy w związku między zmienną wyjaśniającą (w naszym przypadku – wykształceniem rodziców) a kategorialną zmienną wyjaśnianą (zmienną ukrytą w nieliniowym modelu probabilistycznym).

Dla polskich danych PISA 2009 hipotezę o znaczeniu interakcji między pozycją społeczną a umiejętnościami uczniów w selekcji do szkół ponadgimnazjalnych weryfikowali Henryk Domański i współpracownicy (2016). Wykazali oni, że w wyborze szkoły ponadgimnazjalnej umiejętności i pochodzenie społeczne oddziałują niezależnie: umiejętności nie moderują wpływu pochodzenia społecznego na wybór szkoły, a uwzględnienie danych o umiejętnościach pomaga jedynie precyzyjniej oszacować efekt SES rodziców ucznia. W poniższych analizach zweryfikujemy, czy w relacjach między wykształceniem rodziców a wyborem szkoły istnieje efekt mediacyjny, który wskazywałby na bezpośrednie oddziaływanie wykształcenia rodziców i oddziaływanie pośrednie, w którym wykształcenie rodziców wpływa na umiejętności uczniów, i poprzez umiejętności uczniów zwiększa



Rysunek 2. Oszacowania średnich efektów krańcowych wpływu wykształcenia rodziców na wybór szkoły (wykształcenie wyższe vs. zasadnicze zawodowe) w podziale na efekt pośredni i bezpośredni w modelach wielomianowej regresji logistycznej zdekomponowanych metodą Karlsona–Holma–Breena dla lat: 2000, 2006, 2009 i 2012 (przy kontroli płci).

szanse uczęszczania do określonego typu szkoły. Tego rodzaju analiza jest ważna dla interpretacji nierówności edukacyjnych, bo wskazuje na relatywną rolę efektów pierwotnych i wtórnych w procesie selekcji.

Wyniki analiz przedstawiono w Tabeli A4 w aneksie i zilustrowano na Rysunku 2. Między 2000 a 2012 r. zmniejszył się wpływ wykształcenia rodziców na wybór szkoły, ale obraz tej zależności nie jest oczywisty. Posiadanie przynajmniej jednego rodzica z wyższym wykształceniem zwiększa prawdopodobieństwo uczęszczania do liceum ogólnokształcącego i zmniejsza szanse uczęszczania do technikum czy zasadniczej szkoły zawodowej (jedynie w tym ostatnim przypadku można mówić o zmniejszeniu się tego efektu między 2000 a 2012 r.). Ze względu na niewielki odsetek rodziców z wykształceniem co najwyżej podstawowym, informacje o wykształceniu rodziców zrekodowano do trzech kategorii:

zasadnicze zawodowe lub niższe; średnie lub policealne; wyższe. W przypadku wyboru liceum ogólnokształcącego relatywnie większe znaczenie mają efekty bezpośrednie, a w przypadku wyboru zasadniczej szkoły zawodowej – efekty pośrednie. Innymi słowy, w wyborze zasadniczej szkoły zawodowej dużo większe znaczenie ma to, że uczniowie gorzej wykształconych rodziców mają niski poziom umiejętności, niż sam poziom wykształcenia rodziców.

## Wnioski

Interpretacja zmian w nierównościach edukacyjnych nie jest tak prosta i oczywista, jak wynikałoby z tekstu Zbigniewa Sawińskiego. Podobnie relacje między reformą gimnazjalną a nierównościami są dużo bardziej złożone i trudno je wyjaśniać przyczynowo-skutkowo. Ocena wpływu

reformy gimnazjalnej na nierówności edukacyjne nadal jest ważnym i dotąd nierozwiązanym problemem badawczym. Wyzwaniem jest wskazanie mechanizmów tego wpływu i uwzględnienie różnego rodzaju czynników zakłócających, które mogłyby wzmocniać lub osłabiać nierówności edukacyjne. Większość zmian wprowadzonych na przełomie XX i XXI w. w polskim systemie edukacji powinna sprzyjać zmniejszaniu nierówności, lecz niektóre zmiany mogły zadziałać w innych kierunkach. Wydłużenie edukacji ogólnej powinno sprzyjać zmniejszaniu nierówności w wynikach uczniów. Podobnie mogło zadziałać wprowadzenie egzaminów zewnętrznych, np. poprzez zwrócenie większej uwagi nauczycielom i dyrektorom szkół na osiągnięcia najsłabszych uczniów<sup>3</sup>. Ale dostępność wskaźników egzaminacyjnych mogła przyczynić się też do zwiększania się zróżnicowania międzyszkolnego w dużych miastach, w których istnieje możliwość wyboru szkoły. Powierzenie samorządom prowadzenia szkół (i związana z tym zmiana zasad ich finansowania) mogło sprzyjać różnicowaniu się nakładów edukacyjnych i zwiększeniu nierówności edukacyjnych (zob. np. Herbst i Wojciuk, 2014). Ale mogła też stopniowo sprzyjać wyrównywaniu zasobów, np. poprzez tworzenie bardziej racjonalnej (z punktu widzenia wydatków edukacyjnych) sieci szkolnej. To tylko przykłady złożonych czynników związanych z rozwiązaniami systemowymi, które wpływają na nierówności edukacyjne. Czynniki te zapewne oddziaływały w różny sposób, zależnie od

lokalnej specyfiki. Lokalne sieci szkolne – jak przekonująco pokazali Jan Herczyński i Aneta Sobotka (2015) – w różny sposób adoptowały się do zmian instytucjonalnych i demograficznych. Czynnikiem niezależnym od zmian w polityce edukacyjnej są szeroko rozumiane zmiany społeczne. Wiele badań wskazuje na znaczenie uwarunkowań rodzinnych dla rozwoju fizycznego, poznawczego i społeczno-emocjonalnego dzieci, które są współzależne i oddziałują na rozwój poznawczy. W latach 90. zwiększały się nierówności dochodowe: różnicowały się też inne wymiary funkcjonowania gospodarstw domowych. Uwzględnienie zmiennych charakteryzujących SES rodziców ucznia tylko w pewnym stopniu umożliwia uwzględnienie tego rodzaju czynników w analizach, zwłaszcza że zmieniały się one w czasie.

Same dane PISA nie wydają się wystarczającą podstawą do oceny efektów polskich reform edukacyjnych. Zasadniczym problemem jest brak informacji o uprzednich osiągnięciach uczniów. Z innych badań wiemy, że uwzględnienie w analizach osiągnięć uczniów na starcie szkoły znacząco zmniejsza siłę związku między SES rodziców a wynikami osiąganymi przez ucznia (Dolata i in., 2013)<sup>4</sup>. Oznacza to, że czynniki statusowe mają mniejszy wpływ na osiągnięcia uczniów w trakcie nauki w gimnazjum, lecz wciąż przyczyniają się do powstawania różnic w postępach osiąganych przez uczniów. Nie mając informacji o uprzednich osiągnięciach, nie możemy sprawdzić, czy zmiany siły związku między umiejętnościami a SES są efektem oddziaływań edukacyjnych w gimnazjum, czy też są wynikiem tego, co zadziało się wcześniej, np. we wczesnym dzieciństwie czy w szkole podstawowej.

W przeprowadzonych analizach wykazano, że w latach 2000–2012 zmniejszyło

<sup>3</sup> W Polsce przed wprowadzeniem egzaminów zewnętrznych osiągnięcia uczniów nie były porównywalne między szkołami. Wszyscy uczniowie uczestniczący w badaniu PISA 2003 przystępowali obowiązkowo do egzaminu gimnazjalnego, a uczniowie z kolejnych edycji PISA – także do sprawdzianu po szóstej klasie szkoły podstawowej. W związku z wprowadzeniem egzaminu gimnazjalnego zmieniły się zasady rekrutacji do szkół ponadgimnazjalnych. O przyjęciu ucznia do tych szkół częściowo decyduje wynik egzaminu gimnazjalnego (kończącego II etap edukacji, a nie egzamin wstępny), a częściowo inne osiągnięcia.

<sup>4</sup> W analizach edukacyjnej wartości dodanej uwzględnienie osiągnięć uczniów na starcie gimnazjum zmniejsza siłę efektu 3–4-krotnie, o ok. 1/3 odchylenia standardowego.



się ogólne zróżnicowanie wyników uczniów, co było przede wszystkim efektem poprawy wyników najsłabszych uczniów. Wprawdzie siła związku między statusem społeczno-ekonomicznym a osiągnięciami edukacyjnymi jest podobna we wszystkich edycjach badania, to zmniejszyły się różnice między uczniami z niskim i wysokim SES rodziców. Duże znaczenie dla oceny efektów SES w selekcji do poszczególnych rodzajów szkół ma uwzględnianie umiejętności uczniów. Zależnie od roku badania i typu szkoły ok. 30–50% efektu wykształcenia rodziców na wybór szkoły jest zapośredniczonych przez umiejętności uczniów. Niestety, oszacowania siły tych efektów są mało precyzyjne ze względu na relatywnie niewielką efektywną wielkość próby w badaniu uczniów szkół ponadgimnazjalnych w dodatkowej, krajowej opcji badania PISA z lat 2006–2012. Ten wątek z pewnością warto pogłębić w przyszłych badaniach, uwzględniając także inne niż wykształcenie rodziców miary statusu społeczno-ekonomicznego.

Warto też zwrócić uwagę, że w analizach nierówności edukacyjnych ważny jest nie tylko wpływ statusu społeczno-ekonomicznego na osiągnięcia uczniów będących w wieku 15 lat czy na nierówności w dostępie do różnego rodzaju szkół średnich, lecz także szersze ujęcie problemu. W dyskusji podejmowanej w literaturze dotyczącej efektów reform kluczowe pytania dotyczą krótko- i długofalowych efektów, np. szans rozpoczęcia i ukończenia studiów, uzyskania pracy i wysokości zarobków, osiągniętej pozycji społecznej. Bez uwzględnienia tych aspektów dyskusja o nierównościach edukacyjnych jest niepełna. Dobrym przykładem jest problem selekcji do szkół ponadgimnazjalnych. Analizy prowadzone na wynikach uczniów uczestniczących w badaniu PISA 2009 (Domański i in., 2016) sugerują, że nierówności społeczne w decyzjach o podjęciu studiów są w dużej mierze pochodną wcześniejszych decyzji edukacyjnych – np. pozycja

społeczna nie wpływa istotnie na decyzję o podjęciu studiów. Analizowanie nierówności edukacyjnych wymaga więc wglądu w nierówności na niższych poziomach edukacji i odwrotnie: analizowanie procesów selekcji na niższych poziomach edukacji jest niekompletne bez uwzględnienia dalszych ścieżek edukacyjnych i zawodowych oraz osiągniętej pozycji społecznej.

### Literatura

- Betts, J. R. (2011). The economics of tracking in education. W: E. A. Hanushek, S. Machin i L. Woessmann (red.), *Handbook of the economics of education* (t. 3, s. 341–381). Amsterdam: North Holland.
- Bol, T., Witschge, J., Van de Werfhorst, H. G. i Dronkers, J. (2014). Curricular tracking i central examinations: counterbalancing the impact of social background on student achievement in 36 countries. *Social Forces*. doi: 10.1093/sf/sou003
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity i social inequality: changing prospects in Western society*. New York–London: Wiley–Interscience.
- Breen, R., Luijkx, R., Müller, W. i Pollak, R. (2009). Nonpersistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries. *American Journal of Sociology*, 114(5), 1475–1521.
- Cunha, F. i Heckman, J. (2007). *The technology of skill formation*. Working Paper nr w12840. Cambridge: National Bureau of Economic.
- Cunha, F. i Heckman, J. J. (2009). The economics and psychology of inequality and human development. *Journal of the European Economic Association*, 7(2–3), 320–364.
- Dolata, R., Jasińska, A. i Modzelewski, M. (2012). Wykorzystanie krajowych egzaminów jako instrumentu polityki oświatowej na przykładzie różnicowania się gimnazjów w dużych miastach. *Polityka Społeczna*, Numer tematyczny 1, 41–46.
- Dolata, R., Jakubowski, M. i Pokropek, A. (2013). *Polska oświata w międzynarodowych badaniach umiejętności uczniów PISA OECD. Wyniki, trendy, kontekst i porównywalność*. Warszawa: Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Dolata, R., Hawrot, A., Humenny, G., Jasińska, A., Koniewski, M., Majkut, P., Żółtak, T. (2013). *Trafność metody edukacyjnej wartości dodanej dla gimnazjów*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.



- Domański, H., Federowicz, M., Pokropek, A., Przybysz, D., Sitek, M., Smulczyk, M. i Żółtak, T. (2016). Ścieżki edukacyjne a umiejętności i pozycja społeczna. *Studia Socjologiczne*, 220(1), 67–98.
- Ganzeboom, H. B. G. i Treiman, D. (2014). Intergenerational occupational mobility in comparative perspective: explaining cross-national differences and cross-temporal differences i similarities. Referat wygłoszony podczas The Research Committee 28 on Social Stratification and Mobility, (8–10 maja). Budapeszt, Węgdy.
- Haman, J. (2004). Populacja i próba uczniów w badaniach PISA. W: M. Federowicz (red.), *Program międzynarodowej oceny umiejętności uczniów OECD/PISA 2003. Wyniki polskie. Raport z badań*. Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii PAN.
- Hanushek, E. A. i Woessmann, L. (2011). The economics of international differences in educational achievement. W: E. A. Hanushek, S. Machin i L. Woessmann (red.), *Handbook of the economics of education* (t. 3, s. 89–200). Amsterdam: North Holland.
- Heckman, J. J. i Mosso, S. (2014). *The economics of human development i social mobility*. Working Paper nr w19925. Cambridge: National Bureau of Economic.
- Herbst, M. i Wojciuk, A. (2014). Przestrzenne nierówności oferty edukacyjnej w zdecentralizowanym systemie oświaty. Przypadek Polski. *Edukacja*, 126(1), 34–52.
- Herczyński, J. i Sobotka, A. (2015). Ustrojowe modele gimnazjum. *Edukacja*, 135(4), 5–32.
- Horn, D. (2009). Age of selection counts: a cross-country analysis of educational institutions. *Educational Research and Evaluation*, 15(4), 343–66.
- Jackson, M., Erikson, R., Goldthorpe, J. H. i Yaish, M. (2007). Primary and secondary effects in class differentials in educational attainment the transition to A-level courses in England and Wales. *Acta Sociologica*, 50(3), 211–229.
- Jackson, M. (2013). Introduction: how is inequality of educational opportunity generated? The case for primary and secondary effects. W: M. Jackson (red.), *Determined to succeed? Performance versus choice in educational attainment* (s. 1–55). Stanford: Stanford University Press.
- Jakubowski, M., Patrinos, H. A., Porta, E. E. i Wiśniewski, J. (2016). The effects of delaying tracking in secondary school: evidence from the 1999 education reform in Poland, *Education Economics*, 1–16. doi: 10.1080/09645292.2016.1149548
- Karlson, K. B., Holm, A. i Breen, R. (2012). Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit. A new method. *Sociological Methodology*, 42(1), 286–313.
- Kerckhoff, A. C. (2001). Education and social stratification processes in comparative perspective. *Sociology of Education*, Extra Issue, 3–18.
- Lavrijsen, J. i Nicaise, I. (2015). New empirical evidence on the effect of educational tracking on social inequalities in reading achievement. *European Educational Research Journal*, 14(3–4), 206–221.
- Mare, R. D. i Winship, C. (1984). The paradox of lessening racial inequality and joblessness among black youth: enrollment, enlistment and employment, 1964–1981. *American Sociological Review*, 49(1), 39–55.
- Marks, G. N. (2014). Education, social background and cognitive ability: the decline of the social. Abingdon: Routledge.
- Marks, G. N. (2015). Are school SES effects statistical artefacts? Evidence from longitudinal population data. *Oxford Review of Education*, 41(1), 122–144.
- Mood, C. (2010). Logistic regression: why we cannot do what we think we can do and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67–82.
- Pokropek, A., Borgonovi, F. i Jakubowski, M. (2015). Socio-economic disparities in academic achievement: A comparative analysis of mechanisms and pathways. *Learning and Individual Differences*, 42, 10–18.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2013). *PISA 2012 results: excellence through equity: giving every student the chance to succeed* (t. 2). Paris: OECD Publishing.
- Rabe-Hesketh, S. i Skrondal, A. (2012). *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*. STATA press (wyd. 3, t. I). College Station: Stata Press.
- Rajchert, J. M., Żółtak, T., i Smulczyk, M. (2014). Erratum to “Predicting reading literacy and its improvement in the Polish national extension of the PISA study: the role of intelligence, trait-and state-anxiety, socio-economic status and school-type”. *Learning and Individual Differences*, 33, 1–11.
- Raudenbush, S. W. i Eschmann, R. D. (2015). Does schooling increase or reduce social inequality? *Annual Review of Sociology*, 41, 443–470.
- Sawiński, Z. (2015). Gimnazja wobec nierówności społecznych. *Edukacja*, 135(4), 51–72.
- Shavit, Y. i Muller, W. (1998). *From school to work. A comparative study of educational qualifications and occupational destinations*. Oxford: Oxford University Press.
- Snijders, T. A. B. i Bosker, R. J. (2012). Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modelling (wyd. 2). Los Angeles: Sage.

United Nations International Children's Emergency Fund (2016). *Fairness for children. A league table of inequality in child well-being in rich countries*. Innocenti Report Card 13. Florence: UNICEF Office of Research.

Van de Werfhorst, H. G. i Mijs, J. J. (2010). Achievement inequality i the institutional structure of

educational systems: a comparative perspective. *Annual review of sociology*, 36, 407–428.

Willms, J. D. (2003). *Ten hypotheses about socio-economic gradients and community differences in children's developmental outcomes. Final report*. Ottawa: Human Resources Development Canada.

## Aneks

Tabela A1

Oszacowania modeli regresji wyjaśniających wyniki PISA z czytania w połączonym zbiorze z wszystkich edycji badania PISA

Zmienne	Model 1		Model 2		Model 3	
	Efekt	se	Efekt	se	Efekt	se
ESCS_st	36,05***	(1,070)	36,70***	(3,060)	37,10***	(2,850)
Kwadrat ESCS_st	-2,280***	(0,638)	-2,282***	(0,630)	-1,666***	(0,601)
Kobieta					38,56***	(6,162)
Klasa					69,58***	(6,652)
PISA 2000	–		–		–	
PISA 2003	16,21***	(4,748)	16,21***	(4,740)	20,77***	(6,189)
PISA 2006	27,46***	(4,734)	27,46***	(4,717)	31,43***	(6,388)
PISA 2009	20,56***	(5,162)	20,56***	(5,172)	20,84***	(6,495)
PISA 2012	38,11***	(4,665)	38,11***	(4,682)	40,04***	(6,326)
PISA 2000*ESCS_st (kat. odniesienia)			–		–	
PISA 2003*ESCS_st			1,835	(3,355)	-1,726	(3,112)
PISA 2006*ESCS_st			0,184	(3,306)	-3,162	(3,172)
PISA 2009*ESCS_st			-1,548	(3,580)	-5,518*	(3,317)
PISA 2012*ESCS_st			-3,739	(3,403)	-6,737**	(3,177)
PISA 2000*kobieta (kat. odniesienia)					–	
PISA 2003*kobieta					-2,047	(6,753)
PISA 2006*kobieta					0,0332	(6,699)
PISA 2009*kobieta					6,848	(6,687)
PISA 2012*kobieta					0,962	(6,330)
PISA 2000*klasa (kat. odniesienia)					–	
PISA 2003*klasa					27,53**	(10,82)
PISA 2006*klasa					29,95***	(8,487)
PISA 2009*klasa					2,702	(7,937)
PISA 2012*klasa					–	
Stała	482,7***	(4,070)	482,7***	(4,050)	463,1***	(5,847)
N	23,002		23,002		23,002	
R <sup>2</sup>	0,153		0,154		0,249	

Zmienną ESCS wycelowano i wystandaryzowano (dla każdej z edycji  $M = 0$ ;  $SD = 1$ ). Zmienna płeć przyjmuje wartości: mężczyzna = 0, kobieta = 1, a zmienna klasa: klasa 1 gimnazjum = -2; 2 klasa = -1; klasa 3 = 0; 1 klasa LO = +1). Wagi analityczne i replikacyjne przeskalowano, by ich suma była jednakowa w każdej edycji badania. Poziomy istotności: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Tabela A2

Zmiany wpływu ESCS na wyniki uczniów z czytania w hierarchicznym modelu dwupoziomym z efektami losowymi szkół (osobne modele dla poszczególnych lat)

Zmienna wyjaśniana: wynik z czytania	2003		2006		2009		2012	
	Efekt	se	Efekt	se	Efekt	se	Efekt	se
ESCS_st	34,89***	-0,75	38,14***	-1,06	36,78***	-0,63	25,80***	-1,08
Kwadrat ESCS_st	-2,616**	-0,86	-2,997***	-0,60	-2,540***	-0,67	-3,465***	-0,679
Kobieta	38,32***	-1,86	38,78***	-0,93	48,20***	-1,43	41,69***	-1,009
Klasa	100,5***	-5,15	105,2***	-2,92	86,08***	-3,63	75,67***	-2,497
Klasa*ESCS_st	7,361	-3,92	15,47***	-3,38	19,64***	-4,90	10,38***	-2,096
Stała	479,1***	-1,84	488,7***	-0,96	476,7***	-0,64	499,0***	-1,037
Niewyjaśniona wariancja na poziomie szkół	648,5	18,43	934,0	26,32	538,2	20,09	1 282,7	31,16
Pozostała wariancja	6 251,7	58,06	6 903,5	58,32	5 142,0	28,54	5 058,2	31,61
N	4 362		5 417		4 884		4 547	

Poziomy istotności: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Tabela A3

Zmiany wariancji po uwzględnieniu ESCS ucznia w hierarchicznym dwupoziomym modelu regresji z efektami losowymi na poziomie szkół (osobne modele dla poszczególnych lat)

Zmienne i oszacowania wariancji	Edycja badania							
	2003				2012			
	Model pusty		Model z ESCS		Model pusty		Model z ESCS	
Modele dla umiejętności czytania								
ESCS_st			37,49	(0,724)			27,21	(-1,062)
Kwadrat ESCS_st			-2,851	(0,733)			-3,81	(0,664)
stała	490,7	(0,816)	494,1	(0,957)	512,6	(0,56)	516,7	(0,935)
var(u1)	1 744,7	(20,34)	801,4	(12,03)	2 094,8	(38,12)	1 425,1	(37,49)
var(Residual)	7907	(59,77)	7 219,7	(55,55)	6 160,1	(46,71)	5 824,5	(42,92)
N	4 362		4 362		4 547		4 547	
Modele dla umiejętności matematycznych								
ESCS_st			36,93	(0,604)			32,73	(0,991)
Kwadrat ESCS_st			-1,816	(0,891)			-3,819	(0,417)
stała	484,8	(0,51)	487,4	(1,115)	512	(0,403)	516,4	(0,364)
var(u1)	1 240	(25,3)	450,7	(17,21)	1 880,5	(16,22)	1 128,8	(10,08)
var(Residual)	7 095,6	(26,26)	6 429,5	(32,93)	6 367,7	(14,84)	5 863,9	(16,14)
N	4 362		4 362		4 547		4 547	

W nawiasach podano wartości błędów standardowych.

Tabela A4

Oszacowania średnich efektów krańcowych wpływu wykształcenia rodziców na wybór szkoły (wykształcenie wyższe vs zasadnicze zawodowe) w podziale na efekt pośredni i bezpośredni w modelach wielomianowej regresji logistycznej zdekomponowanych metodą Karlsona-Holma-Breena dla 2000 i 2012 r. (przy kontroli płci)

Zmienne	Efekt	2000			2012		
		LO	T	ZSZ	LO	T	ZSZ
Wykształcenie średnie vs zawodowe	Całkowity	0,238 (0,024)	-0,0227 (0,026)	-0,216 (0,024)	0,243 (0,023)	-0,102 (0,028)	-0,141 (0,019)
	Bezpośredni	0,150 (0,023)	-0,0602 (0,026)	-0,0899 (0,013)	0,147 (0,026)	-0,0944 (0,029)	-0,0528 (0,014)
	Pośredni	0,0883 (0,014)	0,0375 (0,011)	-0,126 (0,017)	0,0958 (0,013)	-0,00799 (0,010)	-0,0878 (0,012)
Wykształcenie wyższe vs zawodowe	Całkowity	0,621 (0,031)	-0,291 (0,033)	-0,330 (0,026)	0,533 (0,030)	-0,310 (0,034)	-0,223 (0,020)
	Bezpośredni	0,431 (0,031)	-0,281 (0,0326)	-0,151 (0,020)	0,358 (0,035)	-0,242 (0,038)	-0,116 (0,017)
	Pośredni	0,190 (0,026)	-0,0108 (0,019)	-0,179 (0,018)	0,176 (0,022)	-0,0684 (0,020)	-0,107 (0,013)

Zmienna wyjaśniana: wynik czytania; zmienna pośrednicząca: wykształcenie; zmienna kontrolna: płeć (dekompozycja APE – *average partial (marginal) effects*). Objaśnienia skrótów: LO – liceum ogólnokształcące, T – technikum, ZSZ – zasadnicza szkoła zawodowa. W nawiasach podano wartości błędów standardowych.

Tekst złożony 6 czerwca 2016 r., przyjęty do druku 17 czerwca 2016 r.

#### Changes in educational inequalities in Poland. A polemic against the article of Zbigniew Sawiński „Gimnazja wobec nierówności społecznych” (“Polish lower secondary schools in the face of social inequalities”)

In his text published in EDUKACJA (“Polish lower secondary schools in the face of social inequalities” *Edukacja*, 135(4), 2015), Zbigniew Sawiński argues that based on the analyses of data from the 2000 to 2012 editions of the OECD PISA study, lower secondary school reform has not reduced educational inequalities in Polish education. The importance of students’ social origin remained at the same level as before the reform, the impact of social origin on the choice of type of secondary school remained the same, and an increasing differentiation of lower secondary schools did not lead to an increase in educational inequalities. The article presents methodological arguments and the results of a re-analysis of PISA data, indicating changes in wider educational inequalities. Between 2000 and 2012: (a) the strength of association in the performance of 15-year-olds with the socio-economic status of students’ families did not change, but (b) the variation of results decreased, which was mainly due to the improved performance of the lowest performing students; (c) the differences between students of high and low socio-economic status decreased; (d) the influence of social origin on the choice of the type of upper secondary school decreased. The effects of socio-economic status on upper secondary school choice is largely direct: it is not mediated by the educational achievements of students. The polemic also highlights the complexity of the so-called lower secondary school reform, which was not only limited to the introduction of such schools. The role of other factors is indicated, which makes it difficult to analyse the results of lower secondary school reform in terms of cause and effect – particularly the role of unobserved variables in the PISA study on changes in the learning environment of subsequent cohorts of study participants.

KEYWORDS: research on student achievement, educational inequalities, school selection, social origin, educational pathways.